

PADRONIZAÇÃO DO ESFORÇO DA PESCA DE ARRASTO EM SANTA CATARINA E ANÁLISE DA VARIAÇÃO DA ABUNDÂNCIA DA LULA *Loligo plei* ATRAVÉS DA APLICAÇÃO DE MODELO LINEAR GENERALIZADO

PEREZ, J.A.A.

CTTMar/UNIVALI, C.P. 360, CEP 88302-202, Itajaí, SC
e-mail angel@cttmar.univali.br

RESUMO

A padronização do esforço da pesca de arrasto industrial direcionada à captura da lula *Loligo plei* nos meses de verão em Santa Catarina foi exercitada através de um Modelo Linear Generalizado ajustado a dados pouco informativos de captura e esforço disponíveis entre 1990 e 1997. O procedimento revelou que as parelhas e os arrasteiros duplos de peixes foram 7,5 e 3 vezes mais eficientes que os arrasteiros duplos de camarão respectivamente. Além disso, coeficientes anuais de abundância indicaram que as concentrações estivais de lulas em Santa Catarina variaram em abundância de acordo com um padrão oscilatório, possivelmente cíclicos, com máximos nas temporadas de 1992 e 1996 e mínimos nas temporadas de 1990 e 1994. Em comparação com a padronização de esforço através do cálculo do Poder de Pesca previamente realizada com o mesmo conjunto de dados, observou-se que esse método menos adequado leva a conclusões distintas sobre os padrões populacionais e pesqueiros de *L. plei* em Santa Catarina.

Palavras-chave: Pesca de arrasto, *Loligo plei*, esforço de pesca, Santa Catarina

EFFORT STANDARDIZATION OF THE TRAWLING FISHERY OFF SANTA CATARINA AND THE ANALYSIS OF ABUNDANCE VARIATION OF THE SQUID *Loligo plei* USING A GENERALIZED LINEAR MODEL

ABSTRACT

A Generalized Linear Model was used to standardize the effort of the summer offshore trawling fishery directed towards the long-finned squid *Loligo plei* off Santa Catarina (Southern Brazil). The model, adjusted to catch and effort data available for eight fishing seasons from 1990 to 1997, revealed that pair trawlers and fish double rig trawlers were 7.5 and 3 times as efficient as shrimp double rig trawlers. In addition, annual coefficients indicated that the abundance of summer squid concentrations oscillated possibly in a cyclic pattern, reaching peaks in the 1992 and 1993 seasons and troughs in the 1990 and 1994 seasons. When compared to the results obtained in a previous effort standardization of the same data set using Fishing Power estimates, it was found that this less adequate method lead to distinct interpretations about trawling fishing and population patterns of *L. plei* off Santa Catarina.

Keywords: Trawling fishery, *Loligo plei*, fishing effort, Brazil

INTRODUÇÃO

O efeito de um regime de exploração comercial sobre um recurso pesqueiro é

freqüentemente avaliado através da variação da abundância desse recurso ao longo do desenvolvimento da respectiva pescaria. O conhecimento dessa variação permite a elaboração de

diagnósticos sobre as tendências e a sustentabilidade da pescaria e, em muitos casos, norteia o processo de estabelecimento de medidas de manejo da atividade pesqueira.

A variação relativa da abundância é comumente analisada utilizando-se índices calculados a partir de informações pesqueiras como, por exemplo, o que resulta da estimativa da quantidade capturada por unidade de esforço empregado na captura de um determinado recurso (CPUE). Desde que a eficiência dos métodos de captura e/ou das unidades de pesca mantenham-se constantes, a variação deste índice pode ser considerada proporcional à abundância do estoque e interpretada no sentido de avaliar a dinâmica temporal e espacial da mesma (Gulland, 1983).

Por outro lado, mudanças tecnológicas nos métodos de pesca e nas embarcações, variações na experiência das tripulações e nos padrões comportamentais dos recursos pesqueiros, são comuns nas pescarias em desenvolvimento e tendem a alterar a eficiência das capturas introduzindo vícios sobre as estimativas da CPUE. Assim variações desse índice, teoricamente interpretadas como alterações na abundância do estoque, podem ser, na verdade, em parte decorrentes de mudanças na eficiência da pesca, seja pela tecnologia empregada na captura, seja pela variação na vulnerabilidade espaço-temporal do estoque.

Entre as possíveis soluções para esse problema encontram-se mecanismos de correção do esforço empregado os quais têm o objetivo de compensar a variação da eficiência de pesca através do cálculo de valores *padronizados* de esforço (Gulland, 1983; Sparre *et al.*, 1989).

A necessidade de avaliação da variação da abundância da lula *Loligo plei*, sujeita a uma pescaria sazonal de arrasto na costa norte de Santa Catarina (Perez & Pezzuto, 1998; Perez, 1999; Perez, no prelo) levou a uma primeira abordagem do problema de padronização do esforço da pesca de arrasto no estado a qual baseou-se no cálculo do Poder de Pesca (Sparre *et al.*, 1989). Esta análise foi realizada

através do atendimento de determinados pressupostos envolvendo época e área de atuação da frota e da seleção de *embarcações padrão* cujas taxas de captura serviram como referência para a padronização do esforço das demais embarcações (Perez, 1999). A análise permitiu, a partir de uma série histórica de dados pouco informativos de captura e esforço de lula (CEPSUL/IBAMA), a identificação de padrões de variação da CPUE os quais serviram de base para a interpretação da evolução da pescaria dirigida a essa espécie durante os meses de verão em Santa Catarina (Perez, no prelo).

O presente trabalho é uma reanálise dos dados de captura e esforço da pesca de arrasto de lula apresentados em Perez (1999) e Perez (no prelo) com o objetivo de explorar a aplicação de um Modelo Linear Generalizado (Gavaris, 1980). Este modelo também permite a padronização do esforço e a estimativa da abundância relativa do estoque explorado, porém a partir de princípios distintos dos usados previamente com o cálculo do poder de pesca (Hilborn & Walters, 1992; Quinn II & Deriso, 1999). Os resultados obtidos a partir das duas abordagens serão comparados com o objetivo de aprimorar o entendimento sobre a dinâmica da biomassa de lula e do esforço empregado nessa pescaria de destacada importância sazonal em Santa Catarina.

MATERIAL E MÉTODOS

Dados de Captura e Esforço

As informações de captura e esforço da pesca de arrasto industrial direcionada à lula *L. plei* entre 1990 e 1997 foram provenientes dos registros do Sistema de Controle de Desembarques (CEPSUL / IBAMA). Esses registros provêm do controle de fichas de produção fornecidas pelas indústrias de pesca e armadores do porto de Itajaí e Navegantes as quais incluem a data de desembarque, do nome da embarcação e do total comercializado por espécie. Adotou-se o número de viagens como

medida de esforço sob os pressupostos, igualmente adotados no trabalho anterior (Perez, 1999), de que todos os desembarques corresponderam a capturas de viagens (a) de igual duração, (b) em áreas de densidades iguais e (c) dirigidas a *L. plei*. Esses pressupostos foram parcialmente atendidos em estudos detalhados sobre a pescaria de lula durante os meses de verão em Santa Catarina (Perez *et al*, 1997; Perez & Pezzuto, 1998; Perez *et al*, 1999; Perez *et al.*, 2001; Perez *et al*, 2001 e Perez, no prelo). Sabe-se, de uma maneira geral que:

- As operações da pesca de arrasto duram entre 13 e 15 dias variando 12 a 30% em torno da média (CV) (Perez *et al.*, 2001).

- A temporada de pesca concentra-se em um período de 17 semanas entre o início de dezembro e o final de março. Nesse período cerca de 70% da captura anual de lula é desembarcada (Perez, no prelo)

- A grande maioria dos desembarques de lula durante a temporada de pesca provém de uma área compreendida latitudinalmente entre Barra Velha (SC) e Paranaguá (PR), entre 20 e 45m de profundidade (Perez & Pezzuto, 1998).

- Uma parcela variável de viagens dos arrasteiros durante o verão é dirigida a captura de lulas (Perez, no prelo).

Por outro lado, alguns critérios foram também estabelecidos para a utilização dos registros disponíveis dos desembarques, com o objetivo de atender aos pressupostos necessários para a análise. Na análise anterior (Perez, 1999) utilizaram-se, registros de desembarques que produziram mais de 500 kg de lula com o intuito de eliminar possíveis interferências de viagens não direcionadas a essa espécie. Apenas esses registros contribuíram para a padronização do esforço através do cálculo do Poder de Pesca. Na presente análise, esse critério (volume de mínimo desembarque da

base de dados) foi transformado em uma variável na tentativa de avaliar, através do modelo linearizado, seu efeito principalmente sobre a estimativa de índices de abundância.

As taxas médias de captura U de embarcações da i -ésima classe na j -ésima temporada foram definidas como:

$$U_{ij} = \frac{\sum_{x=1}^{f_{ij}} C_{xij}}{f_{ij}}$$

onde C_{xij} é a captura em quilos da viagem x da embarcação da classe i na temporada j ; f_{ij} é o total de viagens de embarcações da classe i na temporada j .

Foram consideradas três classes de embarcações arrasteiras (i) atuantes na pesca da lula durante os meses de verão: Classe I, arrasto duplo de barcos camaroneiros; Classe II, arrasto duplo direcionado à captura de peixes e Classe III, parelhas. Essas categorias foram definidas a partir da estrutura física das embarcações, das licenças de pesca outorgadas e da composição das capturas (CEPSUL/IBAMA, 1994). Oito temporadas de pesca (j) foram incluídas constando de períodos entre dezembro e março entre 1990 e 1997.

O modelo multiplicativo

Considerou-se inicialmente que a taxa média de captura obtida ao longo de cada temporada de pesca foi proporcional à abundância de *L. plei* durante a temporada e a eficiência de cada tipo de embarcação de forma que:

$$U_{ij} = A_j q_i \quad (1)$$

onde U_{ij} é a taxa média de captura em quilos das embarcações da i -ésima classe na j -ésima temporada de pesca; A_j é a abundância de *L. plei* na j -ésima temporada e q_i é a

eficiência da embarcação da i -ésima classe. A seguir essa relação foi escrita como o modelo estatístico:

$$U_{ij} = U_{11} \cdot \alpha_j \cdot \beta_i \cdot \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

onde U_{11} é a taxa média de captura *referencial*, ou seja aquela obtida pela primeira classe de embarcações na primeira temporada de pesca, α_j é um fator que representa a abundância da temporada j em relação à da primeira temporada, β_i é a eficiência da embarcação da classe i em relação à eficiência da primeira classe de embarcações, e ε_{ij} é o fator que representa o desvio entre as taxas de captura U_{ij} observadas e os valores estimados pelo modelo para cada temporada j e embarcação de classe i . Quando o modelo é linearizado através da transformação logarítmica temos

$$\ln(U_{ij}) = \ln(U_{11}) + \ln(\alpha_j) + \ln(\beta_i) + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

a partir do qual se puderam estimar os valores dos fatores U_{11} , α_j e β_i através de um Modelo Linear Generalizado (MLG) (Hilborn & Walters, 1992; Quinn II & Deriso 1999). O método de ajuste foi o dos mínimos quadrados e o erro assumido foi proveniente de uma distribuição normal de média 0 e variância σ^2 . A inclusão dos fatores considerados (temporadas e classes de embarcação) no modelo linearizado foi justificada após avaliação do efeito destes fatores sobre a variação da variável dependente ($\ln U$) através de uma ANOVA (Zar, 1996). As estimativas e os testes estatísticos foram realizados através do pacote estatístico SYSTAT e os níveis de significância utilizados foram de 95%.

Padronização do Esforço

O número de viagens realizadas durante cada temporada pelas embarcações das três classes foi corrigido a partir das taxas de captura estimadas a partir do MLG (U_{ij}) e dos coe-

ficientes da regressão estimados para cada classe de embarcação (a_{II} , a_{III}). Assim o esforço corrigido para cada classe em cada temporada, f_{ij} , foi

$$f_{ij} = \frac{\sum_{x=1}^N C_{xij}}{U_{ij}} \cdot \alpha_i \quad (4)$$

A primeira classe é a da referência e, portanto, $a_1 = 1$. A taxa de captura estimada para cada classe em cada temporada (U_{ij}) foi o resultado da função exponencial de $\ln U_{ij}$ calculado através de:

$$\ln U_{ij} = \ln U_{11} + \ln \alpha_{ij} \quad (5)$$

$$\ln U_{IIj} = (\ln U_{ij}) + \ln \beta_{II} \quad (6)$$

$$\ln U_{IIIj} = (\ln U_{ij}) + \ln \beta_{III} \quad (7)$$

RESULTADOS

A análise do esforço e da taxa de captura da lula *L. plei* incluiu um total de 2.538 desembarques realizados por 413 embarcações diferentes durante as oito temporadas de pesca (1990-97) (Tabela 1). Camaroneiros (Classe I), arrasteiros duplos direcionados a peixes (Classe II) e parelhas (Classe III) compuseram 57,1, 26,6 e 16,2% da frota monitorada e realizaram 70,3, 10,2 e 19,1% dos desembarques respectivamente. A produção total dessa frota em cada temporada analisada encontra-se discriminada na Tabela 1.

O primeiro passo para a padronização do esforço e a análise da variação da abundância de *L. plei* foi verificar a significância do efeito dos fatores envolvidos no modelo sobre a variação de taxas de captura. A ANOVA apli-

Tabela 1. Sumário dos dados de pesca de arrasto industrial direcionada à lula *Loligo plei* disponíveis entre 1990 e 1997 em Santa Catarina, Brasil. Os dados correspondem apenas à temporada de pesca de lula (três meses entre dezembro e março) e foram incluídas viagens e embarcações que produziram desembarques de lula superiores à 500 kg.

| Temporadas | Número de viagens | Número de embarcações | kg .Viagem ⁻¹ (kg) Média ± DP (maior captura) | Captura total da temporada |
|-------------------------------|-------------------|-----------------------|---|----------------------------|
| <i>Arrasto duplo -camarão</i> | | | | |
| 1990 | 305 (74) | 70 (40) | 548,4 ± 1.091,2 (6.680) | 167.262 |
| 1991 | 421 (86) | 83 (40) | 381,8 ± 684,5 (5.200) | 160.742 |
| 1992 | 175 (36) | 49 (28) | 693,5 ± 1.701,9 (10.380) | 121.353 |
| 1993 | 242 (50) | 57 (28) | 547,1 ± 1.210,4 (9.523) | 132.395 |
| 1994 | 126 (7) | 36 (6) | 156,7 ± 465,4 (4.500) | 19.751 |
| 1995 | 214 (23) | 42 (15) | 297,0 ± 750,5 (6.100) | 63.565 |
| 1996 | 42 (16) | 22 (12) | 1.352,7 ± 2.061 (8.444) | 56.815 |
| 1997 | 59 (20) | 29 (14) | 566,4 ± 697,7 (3.000) | 34.421 |
| Total | 1.784 (394) | 236 (122) | 543,7 ± 1.150,4 (10.380) | 756.304 |
| <i>Arrasto duplo - peixe</i> | | | | |
| 1990 | 42 (5) | 22 (5) | 575,1 ± 1.598,9 (8.350) | 24.156 |
| 1991 | 12 (4) | 6 (3) | 939,4 ± 1.740 (6.000) | 11.273 |
| 1992 | 40 (31) | 23 (18) | 3.932,2 ± 4.129,8 (17.600) | 157.290 |
| 1993 | 49 (28) | 23 (16) | 1.867,9 ± 2.726,9 (11.040) | 91.495 |
| 1994 | 41 (11) | 19 (9) | 857,5 ± 1.554,0 (6.750) | 35.158 |
| 1995 | 35 (6) | 19 (6) | 660,7 ± 1.439,6 (5.800) | 23.126 |
| 1996 | 10 (8) | 9 (7) | 3.481,4 ± 4.962 (15.900) | 34.814 |
| 1997 | 8 (3) | 7 (3) | 2.547,6 ± 3.388,5 (6.947) | 20.281 |
| Total | 259 (109) | 110 (68) | 1.648,7 ± 2.807,0 (17.600) | 397.690 |
| <i>Parelha</i> | | | | |
| 1990 | 24 (7) | 6 (5) | 1.203,3 ± 2.241,1 (8.680) | 28.800 |
| 1991 | 49 (43) | 17 (16) | 4.384,4 ± 3.479,4 (13.460) | 214.838 |
| 1992 | 15 (9) | 9 (7) | 3.259 ± 6.192,8 (24.160) | 48.897 |
| 1993 | 76 (65) | 17 (16) | 6.505,8 ± 5.20,4 (21.040) | 494.445 |
| 1994 | 64 (55) | 20 (18) | 4.201 ± 3.422,4 (15.000) | 273.102 |
| 1995 | 122 (108) | 37 (32) | 4.196,6 ± 3.072 (13.800) | 511.987 |
| 1996 | 33 (30) | 18 (16) | 3.196,8 ± 3.358,4 (12.000) | 105.495 |
| 1997 | 91 (82) | 22 (23) | 4.386,9 ± 4.000,1 (28.000) | 399.209 |
| Total | 484 (407) | 67 (63) | 4.316,6 ± 5.059,3 (28.000) | 2.076.853 |
| <i>Todas as embarcações</i> | | | | |
| 1990 | 376 (86) | 108 (50) | 586,95 ± 1.257,71 (8.680) | 220.694 |
| 1991 | 482 (133) | 106 (59) | 802,60 ± 1.774,53 (13.460) | 386.853 |
| 1992 | 230 (76) | 81 (53) | 1.427,10 ± 3.029,47 (24.160) | 325.543 |
| 1993 | 368 (143) | 97 (60) | 1.952,16 ± 3.710,68 (21.040) | 718.395 |
| 1994 | 233 (74) | 75 (33) | 1.448,54 ± 2.671,17 (15.000) | 337.511 |
| 1995 | 372 (137) | 98 (53) | 1.609,51 ± 2.622,52 (13.800) | 598.738 |
| 1996 | 86 (55) | 49 (35) | 2.308,84 ± 3.135,50 (15.900) | 198.560 |
| 1997 | 158 (105) | 59 (40) | 2.817,86 ± 3.632,84 (28.000) | 453.011 |
| Total | 2.538 (912) | 413 (253) | 1.378,33 ± 2.654,27 (28.000) | 3.498.192 |

cada à variação do LnU demonstrou que as classes de embarcação têm sempre um efeito altamente significativo sobre as taxas de captura de lula (Tabela 2). Por outro lado o efeito das temporadas foi influenciado pela seleção de desembarques incluídos na análise. Quando todos os desembarques foram incluídos indiscriminadamente o efeito das temporadas foi altamente significativo. À medida que patamares mínimos de captura foram tomados de forma crescente como critério de seleção de desembarques, o efeito das temporadas tornou-se cada vez menos notado (Tabela 2, Figura 1). Tomando-se desembarques com capturas maiores de 300 – 500 kg o efeito das temporadas sobre a variação do LnU não foi significativo (Figura 1). A explicação mais plausível para esse padrão é que a seleção tende a forçar a inclusão de embarcações que têm sucesso em suas pescarias independentemente da abundância anual de *L. plei*.

Assim, a seleção dos desembarques tendo como critério patamares mínimos de captura enquanto, por um lado, permitiu que fossem excluídas aquelas viagens não direcionadas à lula (i.e. realizadas em outras áreas que não as já conhecidas áreas de captura de lula durante o verão), por outro lado va-

lorizou o desempenho individual das embarcações (independentemente da classe a que pertencem) fator que não foi incluído no MLG porque a composição de embarcações operantes varia de temporada a temporada. Desta forma, optou-se pela aplicação do MLG considerando quatro níveis de corte para os desembarques de lula (todos os desembarques e desembarques >100 kg, >250 kg, > 500 kg) na tentativa de avaliar o efeito do nível de “direcionalidade” da pescaria e da eficiência individual das embarcações, nos índices temporais de abundância (a) e da eficiência das classes de embarcação (b).

O MLG ajustou-se satisfatoriamente aos dados independentemente da seleção de desembarques ($R^2 = 84,0 - 75,5\%$, $F = 4,837 - 8,145$, $p = 0,004 - <0,0001$). As estimativas dos coeficientes da regressão e o sumário das demais estatísticas estão apresentados na tabela 3. Na análise que incluiu todos os desembarques todos os coeficientes foram significativamente diferentes de 1 ($p < 0,05$), com exceção dos coeficientes das temporadas 1991, 1994 e 1995. A taxa de captura referencial (U_{ref}) obtida a partir do coeficiente linear da regressão foi $256,2 \text{ kg.viagem}^{-1}$ ($\pm 133,7 \text{ kg.viagem}^{-1} \text{ IC}$). Os coeficientes de todos as

Tabela 2. Análise do efeito das temporadas de pesca e das classes de embarcação (fatores) sobre a variação da taxa de captura logaritimizada (LnU) da lula *Loligo plei* (variável dependente), através de uma ANOVA.

| Fonte de Variação | df | Quadrados Médios | F | p |
|--|----|------------------|---------|---------|
| <i>Todos os desembarques</i> | | | | |
| Temporada | 7 | 36.862 | 13.793 | <0.0001 |
| Classe | 2 | 779.087 | 298.993 | <0.0001 |
| Temporada x Classe | 14 | 21.826 | 8.166 | <0.0001 |
| <i>Desembarques maiores que 500 kg</i> | | | | |
| Temporada | 7 | 0.591 | 0.979 | 0.445 |
| Classe | 2 | 26.230 | 43.433 | <0.0001 |
| Temporada x Classe | 14 | 1.983 | 3.284 | <0.0001 |

demais temporadas indicaram que as taxas de captura foram de 1,15 a 3,62 vezes maiores do que a da temporada de 1990, atingindo picos nas temporadas de 1992, 1993, 1996 e 1997 e mínimos nas temporadas de 1994 e 1995 (Tabela 3, Figura 2). As taxas de captura obtidas por arrasteiros duplos direcionados a peixes (Classe II) e parelhas (Classe III) foram cerca de 3,0 e 7,5 vezes maiores do que as dos camaroneiros (Classe I) respectivamente, sugerindo grande variação da eficiência dessas classes de embarcação na captura de *L. plei* (Tabela 3).

Nas análises onde foram feitas seleções de desembarques (> 100 kg, > 250 kg e > 500 kg), os coeficientes da regressão não foram significativamente diferentes de 1 ($p > 0,05$) sugerindo que as estimativas de taxa de captura do modelo não estariam sendo influenciadas por flutuações temporais (diferentes temporadas). Este padrão foi notado principalmente na análise incluindo desembarques maiores que 500 kg (Tabela 3). Apesar de não serem significativas, as oscilações dos coeficientes

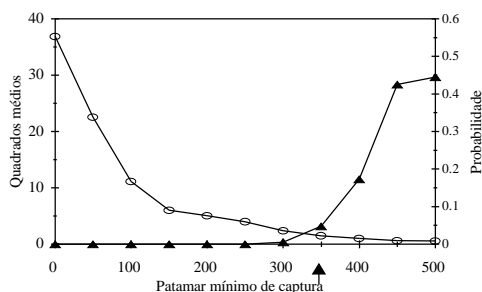


Figura 1. O efeito das temporadas de pesca (fator) na Análise de Variância (ANOVA) aplicada à taxa de captura (variável dependente) da pesca industrial de arrasto da lula *Loligo plei* em Santa Catarina. A análise foi realizada com todos os desembarques disponíveis nas diversas temporadas e repetida excluindo-se desembarques inferiores a determinados patamares de captura. Na figura é representada a variação dos quadrados médios (círculos vazios) e da probabilidade (triângulos cheios) calculados para cada nível de exclusão de desembarques. A seta indica o patamar mínimo a partir do qual o efeito das temporadas na variação média da taxa de captura de lula deixa de ser significativo ($\alpha > 0,05$).

das temporadas (a), quando feitas as seleções de desembarques, sempre indicaram taxas de captura superiores às da temporada de 1990 (Tabela 3) e mantiveram o mesmo padrão de variação temporal que o encontrado na análise com todos os desembarques incluídos (Figura 2).

As taxas médias de captura observadas e as estimadas através do MLG estão representadas nas figuras 3 e 4 considerando todos os patamares de seleção de desembarques. Em geral o modelo se ajusta bem aos dados observados. Por outro lado observam-se variações de pequena amplitude nas taxas de captura à medida que se elevou a taxa mínima pré-estabelecida para exclusão na análise (Figura 3 e 4).

O esforço padronizado através das estimativas obtidas com o MLG é apresentado na tabela 4. O esforço total padronizado, resultante da soma do número de viagens padronizadas das três classes de embarcação, está representado na figura 5 em conjunto com o esforço não corrigido (número de viagens) e aquele estimado a partir do cálculo do poder de pesca (Perez, 1999). Pode-se observar que os dois processos de padronização produzem valores absolutos bastante diferenciados muito embora o padrão de variação de temporada a temporada tende a ser mantido.

DISCUSSÃO

O processo de padronização de esforço de uma pescaria pode ser utilizado com o objetivo de (a) comparar as eficiências de diferentes embarcações ou categorias de embarcações ou, (b) se obter uma avaliação realista da variação espacial e/ou temporal da densidade do estoque capturado. No primeiro caso é fundamental a exigência de que as unidades pesqueiras comparadas estejam operando simultaneamente numa mesma área de pesca ou em áreas de pesca com densidades iguais. No segundo caso, apenas se requer que as unidades de pesca estejam operando sobre o mes-

Tabela 3. Estimativa dos coeficientes da regressão no Modelo Linear Generalizado aplicado à pesca de arrasto industrial da lula *Loligo plei* em Santa Catarina. A análise foi realizada com todos os desembarques disponíveis em cada temporada e repetida com desembarques acima de 100, 250, 500 kg. EP, erro padrão do Ln da estimativa do coeficiente; *p*, probabilidade; ICi e ICs intervalos de confiança inferior e superior respectivamente das estimativas dos coeficientes. Números em negrito correspondem a probabilidades maiores que 0,05.

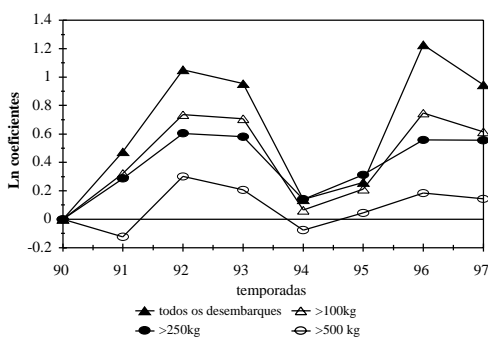
| Nível do fator | Coefficiente | Ln da estimativa | EP | <i>P</i> | Estimativa | ICi | ICs |
|------------------------------------|--------------|------------------|-------|--------------|-------------|--------------|-----------|
| <i>Todos os desembarques</i> | | $R^2 = 84,0$ | | | $F = 8,145$ | $p < 0,0001$ | |
| Ln U_{11} | | 5,546 | 0,344 | 0,000 | 256,211 | 122,486 | 509,790 |
| Temp. 1991 | α_2 | 0,475 | 0,435 | 0,294 | 1,608 | 0,632 | 4,088 |
| Temp. 1992 | α_3 | 1,052 | 0,435 | 0,030 | 2,863 | 1,126 | 7,279 |
| Temp. 1993 | α_4 | 0,955 | 0,435 | 0,046 | 2,599 | 1,022 | 6,606 |
| Temp. 1994 | α_5 | 0,139 | 0,435 | 0,755 | 1,149 | 0,452 | 2,921 |
| Temp. 1995 | α_6 | 0,259 | 0,435 | 0,561 | 1,296 | 0,510 | 3,261 |
| Temp. 1996 | α_7 | 1,228 | 0,435 | 0,014 | 3,626 | 1,343 | 9,593 |
| Temp. 1997 | α_8 | 0,947 | 0,435 | 0,047 | 2,578 | 1,014 | 6,553 |
| Classe II | β_2 | 1,103 | 0,267 | 0,001 | 3,013 | 1,699 | 5,344 |
| Classe III | β_2 | 2,010 | 0,267 | 0,000 | 7,463 | 4,208 | 13,237 |
| <i>Desembarques acima de 100kg</i> | | $R^2 = 78,9$ | | | $F = 5,824$ | $p = 0,002$ | |
| Ln U_{11} | | 6,380 | 0,289 | 0,000 | 589,927 | 317,348 | 1.096,633 |
| Temp. 1991 | α_2 | 0,323 | 0,365 | 0,391 | 1,381 | 0,631 | 3,022 |
| Temp. 1992 | α_3 | 0,736 | 0,365 | 0,064 | 2,088 | 0,954 | 4,568 |
| Temp. 1993 | α_4 | 0,708 | 0,365 | 0,073 | 2,030 | 0,928 | 4,441 |
| Temp. 1994 | α_5 | 0,065 | 0,365 | 0,862 | 1,067 | 0,488 | 2,335 |
| Temp. 1995 | α_6 | 0,212 | 0,365 | 0,570 | 1,236 | 0,565 | 2,705 |
| Temp. 1996 | α_7 | 0,748 | 0,365 | 0,060 | 2,113 | 0,966 | 4,623 |
| Temp. 1997 | α_8 | 0,615 | 0,365 | 0,115 | 1,850 | 0,845 | 4,047 |
| Classe II | β_2 | 0,869 | 0,224 | 0,002 | 2,385 | 1,476 | 3,853 |
| Classe III | β_2 | 1,443 | 0,224 | 0,000 | 4,233 | 2,619 | 6,841 |
| <i>Desembarques acima de 250kg</i> | | $R^2 = 75,5$ | | | $F = 4,806$ | $p = 0,005$ | |
| Ln U_{11} | | 6,907 | 0,235 | 0,000 | 999,245 | 603,653 | 1.645,080 |
| Temp. 1991 | α_2 | 0,289 | 0,297 | 0,352 | 1,335 | 0,706 | 2,524 |
| Temp. 1992 | α_3 | 0,604 | 0,297 | 0,062 | 1,829 | 0,967 | 3,459 |
| Temp. 1993 | α_4 | 0,580 | 0,297 | 0,072 | 1,786 | 0,945 | 1,242 |
| Temp. 1994 | α_5 | 0,140 | 0,297 | 0,645 | 1,150 | 0,608 | 2,175 |
| Temp. 1995 | α_6 | 0,313 | 0,297 | 0,310 | 1,368 | 0,723 | 2,586 |
| Temp. 1996 | α_7 | 0,558 | 0,297 | 0,082 | 1,747 | 0,924 | 3,303 |
| Temp. 1997 | α_8 | 0,556 | 0,297 | 0,083 | 1,744 | 0,922 | 3,297 |
| Classe II | β_2 | 0,753 | 0,182 | 0,001 | 2,123 | 1,438 | 3,136 |
| Classe III | β_2 | 1,043 | 0,182 | 0,000 | 2,838 | 1,887 | 4,191 |
| <i>Desembarques acima de 500kg</i> | | $R^2 = 75,7$ | | | $F = 4,837$ | $p = 0,004$ | |
| Ln U_{11} | | 7,508 | 0,191 | 0,000 | 1.822,564 | 1.209,546 | 2.746,273 |
| Temp. 1991 | α_2 | -0,122 | 0,241 | 0,620 | 0,885 | 0,528 | 1,483 |
| Temp. 1992 | α_3 | 0,301 | 0,241 | 0,233 | 1,351 | 0,806 | 2,266 |
| Temp. 1993 | α_4 | 0,207 | 0,241 | 0,405 | 1,230 | 0,733 | 2,063 |
| Temp. 1994 | α_5 | -0,076 | 0,241 | 0,756 | 0,927 | 0,553 | 1,554 |
| Temp. 1995 | α_6 | 0,045 | 0,241 | 0,854 | 1,046 | 0,624 | 1,754 |
| Temp. 1996 | α_7 | 0,185 | 0,241 | 0,456 | 1,203 | 0,717 | 2,018 |
| Temp. 1997 | α_8 | 0,144 | 0,241 | 0,560 | 1,155 | 0,689 | 1,937 |
| Classe II | β_2 | 0,650 | 0,148 | 0,001 | 1,916 | 1,395 | 2,630 |
| Classe III | β_2 | 0,882 | 0,148 | 0,000 | 1,416 | 1,759 | 3,317 |

mo estoque do qual se extrai a informação de intensidade de pesca (Gulland, 1983). A prioridade, nessa segunda abordagem, é utilizar um procedimento de padronização de esforço para eliminar os possíveis efeitos introduzidos pela variação da eficiência das unidades de pesca (q) sobre o índice de abundância (i.e. CPUE).

A escolha de uma embarcação padrão para o cálculo do Poder de Pesca de cada embarcação atuante em uma pescaria e a posterior correção (ou padronização) do esforço empregado pelas mesmas, apresenta-se como

uma das possíveis soluções para o procedimento descrito acima (Gulland, 1983). Entretanto essa solução tem limitações inerentes à necessidade da embarcação *padrão* estar presente em todas os períodos e áreas comparados e ao pressuposto que esta embarcação não altera sua eficiência nessas diversas situações, caso contrário uma correção para a modificação da eficiência da embarcação padrão também se faz necessária.

Por outro lado Gavaris (1980) propõe a utilização de um Modelo Linear Generalizado



←
 Figura 2. Análise da variação da abundância da lula *Loligo plei* durante as temporadas de pesca de arrasto em Santa Catarina. No gráfico é representada a variação do Ln dos coeficientes referentes à temporada de pesca (a) estimado através do MLG para os diversos níveis de seleção de desembarques considerados.

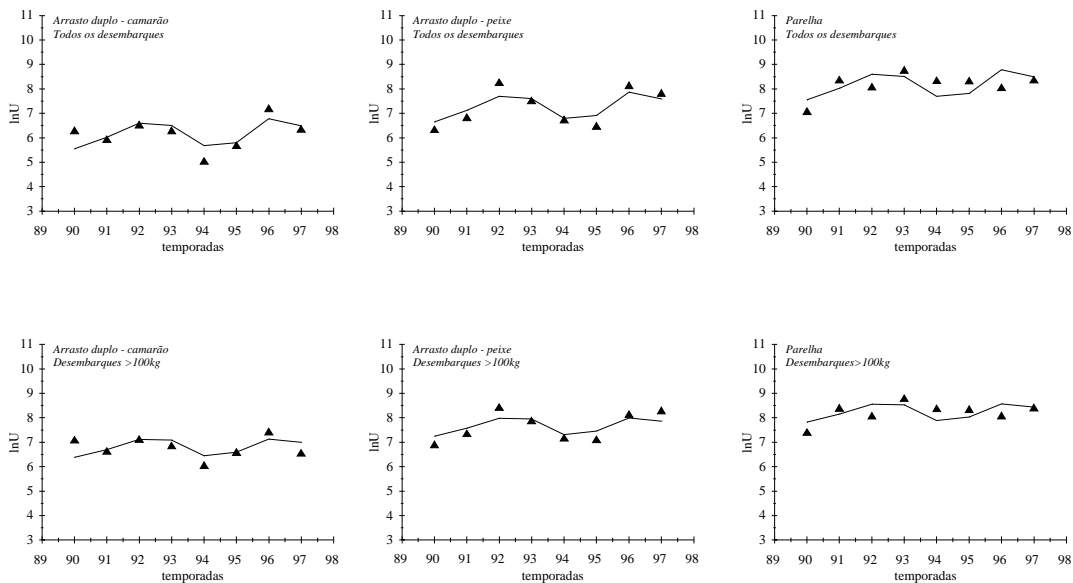


Figura 3. Variação da taxa de captura da lula *Loligo plei* durante oito temporadas de pesca em Santa Catarina. Os triângulos correspondem aos logaritmos das CPUEs (U) observadas e a linha representa as previsões obtidas através do MLG. São apresentados os resultados da análise incluindo todos os desembarques disponíveis e a análise onde apenas os desembarques maiores que 100 kg foram incluídos.

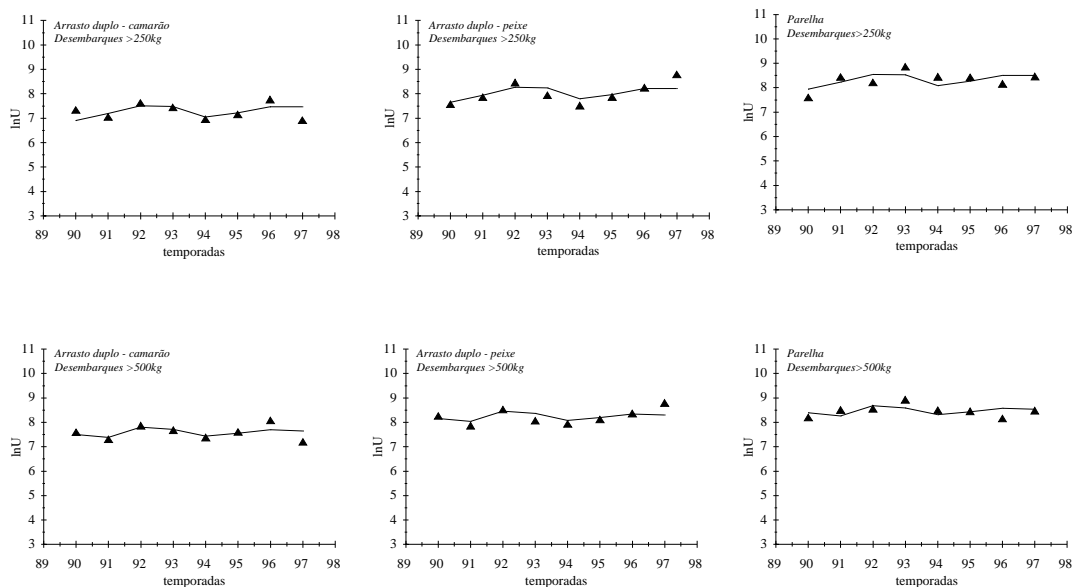


Figura 4. Variação da taxa de captura da lula *Loligo plei* durante oito temporadas de pesca em Santa Catarina. Os triângulos correspondem aos logaritmos das CPUEs (U) observadas e a linha representa as predições obtidas através do MLG. São apresentados os resultados da análise incluindo todos os desembarques maiores que 250 kg e 500 kg

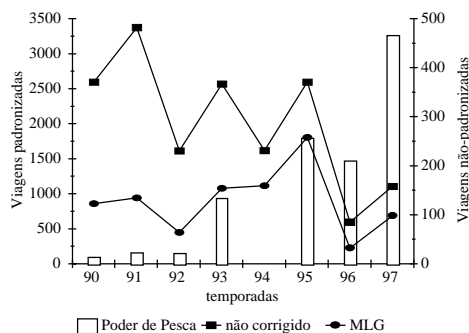


Figura 5. Variação do esforço da pesca de arrasto da lula *Loligo plei* durante oito temporadas de pesca em Santa Catarina. São comparados os números brutos de viagens registrados a cada temporada (não corrigidos) e os obtidos com correções feitas através de dois processos distintos, a saber, o Poder de Pesca (Perez, 1999) e o Modelo Linear Generalizado (MLG).

no qual o CPUE é uma variável dependente explicada por múltiplas variáveis, as quais podem incluir o tipo de unidade de pesca (*i.e.* classe de embarcação), área, período (*i.e.* anos, estações) entre outras (Hilborn & Walters, 1992). Uma vez ajustado, o modelo permite a estimativa de coeficientes independentes que indicam a contribuição relativa dos níveis de cada variável na composição do CPUE (*i.e.* diferentes classes de embarcações, diferentes anos, diferentes áreas de pesca). No caso de variáveis que classifiquem os tipos de unidades de pesca envolvidas, os coeficientes seriam equivalentes ao Poder de Pesca. No caso das variáveis que categorizem períodos e/ou áreas de pesca, os coeficientes podem ser interpretados como índices de abundância e utilizados para o cálculo de CPUEs padronizados (Kimura, 1982; Large, 1992; Quinn & Deriso, 1999; Hvingel *et al.*, 2000; Lorange & Dupouy, 2001).

A dinâmica da biomassa da lula *L. plei* nos meses de verão em Santa Catarina avalia-

Tabela 4. Padronização do esforço (número de viagens) da pesca de arrasto de *Loligo plei* em Santa Catarina. *U* é a taxa de captura; *C* é a captura desembarcada em quilos e *f* é o esforço padronizado.

| Temporada | Todos os desembarques | | | | Desembarques acima de 500kg | | | |
|--------------------------------|-----------------------|----------|----------|--------------------------|-----------------------------|----------|----------|--------------------------|
| | <i>U</i> | <i>C</i> | <i>f</i> | <i>f</i> não-padronizado | <i>U</i> | <i>C</i> | <i>f</i> | <i>f</i> não-padronizado |
| <i>Arrasto duplo – camarão</i> | | | | | | | | |
| 1990 | 256,21 | 167.262 | 652,83 | 305 | 1.822,57 | 147.212 | 80,77 | 74 |
| 1991 | 411,99 | 160.742 | 390,16 | 421 | 1.613,24 | 128.924 | 79,92 | 86 |
| 1992 | 733,63 | 121.353 | 165,41 | 175 | 2.462,67 | 105.155 | 42,70 | 36 |
| 1993 | 665,81 | 132.395 | 198,85 | 242 | 2.241,72 | 108.358 | 48,34 | 50 |
| 1994 | 294,42 | 19.751 | 67,08 | 126 | 1.689,18 | 11.297 | 6,69 | 7 |
| 1995 | 331,96 | 63.565 | 191,49 | 214 | 1.906,45 | 46.634 | 24,46 | 23 |
| 1996 | 874,80 | 56.815 | 64,95 | 42 | 2.192,94 | 51.973 | 23,70 | 16 |
| 1997 | 660,50 | 34.421 | 52,11 | 59 | 2.104,85 | 26.877 | 12,77 | 20 |
| <i>Arrasto duplo - peixes</i> | | | | | | | | |
| 1990 | 772,01 | 24.156 | 94,28 | 42 | 3.491,20 | 19.469 | 10,68 | 5 |
| 1991 | 1.241,41 | 11.273 | 27,36 | 12 | 3.090,23 | 10.456 | 6,48 | 4 |
| 1992 | 2.210,56 | 157.290 | 214,39 | 40 | 4.717,34 | 156.307 | 63,49 | 31 |
| 1993 | 2.006,21 | 91.495 | 137,41 | 49 | 4.294,11 | 89.128 | 39,77 | 28 |
| 1994 | 887,14 | 35.158 | 119,41 | 41 | 3.235,70 | 30.838 | 18,26 | 11 |
| 1995 | 1.000,25 | 23.126 | 69,66 | 35 | 3.651,89 | 20.177 | 10,59 | 6 |
| 1996 | 2.635,95 | 34.814 | 39,79 | 10 | 4.200,67 | 34.324 | 15,66 | 8 |
| 1997 | 1.990,22 | 20.281 | 30,70 | 8 | 4.031,93 | 19.906 | 9,46 | 3 |
| <i>Parelha</i> | | | | | | | | |
| 1990 | 1.912,18 | 28.800 | 112,40 | 24 | 4.402,82 | 25.356 | 8,15 | 7 |
| 1991 | 3.074,82 | 214.834 | 521,43 | 49 | 3.897,15 | 213.260 | 77,49 | 43 |
| 1992 | 5.475,29 | 48.897 | 66,65 | 15 | 5.949,13 | 47.122 | 11,22 | 9 |
| 1993 | 4.969,13 | 494.445 | 742,59 | 76 | 5.415,39 | 492.210 | 128,70 | 65 |
| 1994 | 2.197,33 | 273.102 | 927,56 | 64 | 4.080,60 | 271.157 | 94,09 | 55 |
| 1995 | 2.477,49 | 511.987 | 1.542,27 | 122 | 4.605,47 | 509.081 | 156,52 | 108 |
| 1996 | 6.528,94 | 105.495 | 120,59 | 33 | 5.297,55 | 105.171 | 28,11 | 30 |
| 1997 | 4.929,54 | 399.209 | 604,38 | 91 | 5.084,74 | 397.485 | 110,69 | 82 |

da para o período 1990-1997 através de taxas de captura padronizadas utilizando-se o cálculo do Poder de Pesca das embarcações envolvidas (Perez, 1999; Perez, no prelo) indicou que, apesar da elevada variabilidade interanual (Tabela 1), arrasteiros duplos de peixes e parelhas capturaram em média 3,4 e 10,2 vezes mais que os camaroneiros no referido período. Além disso, a variação das taxas padronizadas de captura sugeriu um decréscimo da abundância a partir de 1993, período em que as parelhas iniciaram sua maior participação na

pescaria (Perez, no prelo). A presente análise utilizando o Modelo Linear Generalizado, incluindo os dados de captura e esforço da mesma frota durante o mesmo período, demonstrou alguns padrões consistentes com os da análise prévia bem como algumas divergências importantes.

Inicialmente constatou-se a consistência do padrão de superioridade da eficiência das parelhas e dos arrasteiros duplos direcionados à captura de peixes em relação aos camaroneiros (aproximadamente 3,0 e 7,5

vezes respectivamente), mantendo-se em níveis relativamente similares aos calculados diretamente através das taxas médias de captura de cada classe de embarcação.

Os padrões de variação de esforço apresentados entre uma temporada e outra, resultantes da aplicação dos dois procedimentos de padronização, foram similares. No entanto, a tendência geral de aumento do esforço ao longo das temporadas, aparente a partir de 1993, na variação dos esforços padronizados pelo Poder de Pesca, não foi mantido quando o esforço foi padronizado através do MLG (Figura 5). Além disso, diferenças substanciais nos valores absolutos de esforço foram evidentes em todas as temporadas a exceção de 1993 e 1995, fato que implicou no cálculo de taxas padronizadas de captura não só diferentes em termos absolutos, mas que produziu um padrão de variação de abundância ao longo do período estudado diferente daquele demonstrado no estudo anterior (Perez, no prelo). Essas diferenças foram evidenciadas através das estimativas dos coeficientes anuais de abundância (β) obtidas através do ajuste do MLG, as quais revelaram, um padrão oscilatório, potencialmente cíclico, de variação da abundância com máximos nas temporadas de 1992 e 1996 e mínimos nas temporadas de 1990 e 1994 (Figura 2). Em particular, a principal divergência dos resultados do MLG em relação aqueles produzidos pelo cálculo do Poder de Pesca baseou-se na não detecção, neste último método, de um aumento na disponibilidade de lulas nas temporadas de 1996 e 1997 (Perez, 1999; Perez no prelo).

Os modelos multiplicativos, como o ajustado na presente análise, têm sido considerados por diversos autores como as ferramentas mais simples e eficientes para avaliar variações nas eficiências das embarcações e na abundância (e/ou densidade) de estoques explorados (Hilborn & Walters, 1992; Quinn II & Deriso, 1999). Apesar do cálculo do Poder de Pesca ter sido uma solução viável para a utilização de dados históricos pouco informativos, as limitações do mesmo o torna menos

indicado que o MLG, além de mais laborioso. No caso da pesca industrial de arrasto de *L. plei* destacou-se, entre outros problemas a escassez de embarcações atuantes em todas as temporadas analisadas, potencialmente candidatas, portanto, à embarcação-padrão o que implicou num complexo cálculo de correção do CPUE dessa embarcação em diferentes temporadas de pesca (Perez, 1999),

O padrão oscilatório observado na variação da abundância de *L. plei* ao longo do período observado é compatível com o observado em grande parte das pescarias de lulas neríticas e oceânicas do mundo e pode ser conseqüência da direta dependência do sucesso do recrutamento tipicamente observada em populações anuais (Boyle & Boletzky, 1996). Esse padrão sugere, ao contrário do previamente interpretado, que a frota catarinense de arrasteiros, embora capaz de substanciais remoções de abundância em uma única temporada (Perez, no prelo), está sujeita às variações inter-anuais na disponibilidade do recurso, provavelmente ajustando seu esforço de acordo com as perspectivas anuais de captura.

AGRADECIMENTOS

A Edílson José Branco (CEPSUL/IBAMA) por gentilmente disponibilizar os registros de desembarque do Sistema de Controle dos Desembarques de Santa Catarina. Ao colega Humber Agrelli de Andrade pelas frutíferas discussões sobre as técnicas de padronização de esforço no primeiro trabalho publicado (Perez, 1999) assim como neste.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Boyle, P.R. & S.V. Boletzky, 1996. Cephalopod Populations: definitions and dynamics. Phil. Trans. R. Soc. Lond. B, 351: 958-1002.
- CEPSUL/IBAMA, 1994. Desembarques controlados de pescados. Estado de Santa

- Catarina – 1993. Coleção Meio Ambiente. Série Estudos Pesca, 14. IBAMA, Brasília, 132p.
- Gavaris, S. 1980. Use of a multiplicative model to estimate catch rate and effort from commercial data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, vol. 37:2272-2275.
- Gulland, J.A. 1983. *Fish Stock Assessment: A manual of basic methods*. John Wiley & sons. 223p.
- Hilborn, R. & C.J. Walters, 1992. *Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics & Uncertainty*. Chapman & Hall, New York, 570 p.
- Hvingel, C.; Lassen, H. & D.G. Parsons, 2000. A biomass index for northern shrimp (*Pandalus borealis*) in Davis Strait based on multiplicative modeling of commercial catch-per-unit-effort data (1976-97). *J. Northw. Atl. Fish. Sci.*, Vol.26:25-36.
- Kimura, D.K. 1982. Standardized measures of relative abundance based on modeling log (c.p.u.e.), and their application to Pacific ocean perch (*Sebastes alutus*). *J. Cons. Int. Explor. Mer*, 39:211-218.
- Large, P.A. 1992. Use of a multiplicative model to estimate relative abundance from commercial CPUE data. *ICES J. mar. Sci.*, 49:253-261.
- Lorance, P. & H. Dupoy, 2001. CPUE abundance indices of the main target species of the French deep-water fishery in ICES Sub-areas V-VII. *Fish. Res.* 51:137-149.
- Perez, J.A.A. 1999. Padronização do esforço da pesca de arrasto em Santa Catarina: o caso da pesca da lula *Loligo plei*. *Notas Téc. FACIMAR*, 3:47-56
- Perez, J.A.A., no prelo. Biomass dynamics of the squid *Loligo plei* and the development of a small-scale seasonal fishery off southern Brazil. *Bull. Mar. Sci.*
- Perez, J.A.A. & P.R. Pezzuto, 1998. Valuable shellfish species in the by-catch of shrimp fishery in southern Brazil: spatial and temporal patterns. *J. Shell. Res.* 17 (1): 303-309.
- Perez, J.A.A.; Schettini, C.A.F.; Buratto, J.R. & M. Machado, 1997. A pesca de lulas (Mollusca: Cephalopoda) na Ilha do Arvoredo (SC): Características e relações ecológicas. *Notas Téc. FACIMAR* 1:9-12.
- Perez, J.A.A.; Martins, R.S. & J.R. Buratto, 1999. Estrutura e dinâmica da pesca artesanal de lulas (Mollusca: Cephalopoda) em Santa Catarina. *Anais do XI CONBEP e do I CONLAEP*, Volume 2: 954-967.
- Perez, J.A.A.; Pezzuto, P.R.; Lucatto, S.H.B. & W. do Vale, 2001. Frota de Arrasto de Santa Catarina. Relatório Final. Programa REVIZEE SCORE-Sul. 80p.
- Perez, J.A.A.; Aguiar, D.C.de & U.C. Oliveira, 2001. Population biology of the long-finned squid *Loligo plei* (Cephalopoda: Loliginidae) in southern Brazilian waters. *Fish. Res.* 1347:1-13.
- Quinn II, T.J. & R.B. Deriso, 1999. *Quantitative Fish Dynamics*. Oxford University Press, New York. 542 pp.
- Sparre, P.; Ursin, E. & S.C. Venema, 1989. Introduction to tropical fish stock assessment. Part 1 – Manual. *FAO Fisheries Technical Paper* 306/1, Rome, 337 p.
- Zar, J. H. 1996. *Biostatistical analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 662 p.